



UC/FPCE_2015

Universidade de Coimbra
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

Fusão Cognitiva com Impulso Alimentar: Análises das propriedades psicométricas de uma nova medida e o seu impacto no comportamento alimentar

Bárbara Alcina Leite Silva
(e-mail: barbarasilva_5@hotmail.com)

Dissertação de Mestrado Integrado em Psicologia, área de especialização em Psicologia Clínica e Saúde, subárea de especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais nas Perturbações Psicológicas e da Saúde, sob a orientação do Professor Doutor José Pinto-Gouveia.

Fusão Cognitiva com Impulso Alimentar: Análises das propriedades psicométricas de uma nova medida e o seu impacto no comportamento alimentar

Resumo

A investigação tem demonstrado que a fusão cognitiva é um mecanismo central da inflexibilidade psicológica, que por sua vez, tem sido apontada como uma das principais causas do sofrimento humano, estando envolvida no desenvolvimento e manutenção de psicopatologia. Na psicopatologia alimentar, a fusão cognitiva tem igualmente sido apontada como um aspeto nuclear, no entanto a fusão cognitiva focada no comportamento alimentar permanecia por investigar. Assim, o presente estudo teve como objetivos avaliar as propriedades psicométricas de uma nova medida de fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar (CFQ-FC; *Cognitive Fusion Questionnaire – Food Craving*; Questionário de Fusão Cognitiva – Impulso Alimentar), e na exploração do papel de tal processo como fator predominante na relação do efeito da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva.

Estudantes e participantes da população geral, de ambos os géneros ($N = 679$), preencheram um conjunto de questionários de autorresposta de modo a avaliar os constructos em estudo. Os resultados revelaram que o CFQ-FC é uma medida robusta e fidedigna, com muito boa validade convergente, divergente, temporal, incremental e discriminante. Para além disto, uma análise de mediação revelou que a relação entre restrição alimentar e sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva é totalmente mediada pela fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar.

Os resultados do presente estudo apresentam dados relevantes para a investigação e prática clínica no domínio da psicopatologia alimentar. Assim, os dados obtidos contribuem para uma melhor avaliação da fusão cognitiva relacionada com desejos e impulsos alimentares e para uma melhor compreensão do seu papel nas dificuldades de regulação do comportamento alimentar.

Palavras-chave: fusão cognitiva; psicopatologia alimentar; ingestão alimentar compulsiva; Terapia de Aceitação e Compromisso; análises psicométricas; análise mediacional.

Cognitive Fusion with Food Craving: Analyses of the psychometric properties of a new measure and its impact on eating behaviour

Abstract

Research has shown that cognitive fusion is a central mechanism of psychological inflexibility, which in turn has been pointed out as one of the main causes of human suffering, being implicated on the development and maintenance of psychopathology. To what concerns eating psychopathology cognitive fusion has been proportionally highlighted as a nuclear feature of these disorders, however cognitive fusion specifically focused on eating attitudes and behaviors remained unexplored. Therefore, the present study aimed at analyzing the psychometric properties of a new measure of cognitive fusion, focused on food craving (CFQ-FC; *Cognitive Fusion Questionnaire – Food Craving*), and also at exploring the role of this process, hypothesized as crucial, on the relationship between eating restraint and binge eating symptomatology.

Male and female students and participants from the general Portuguese population ($N = 679$), completed a set of self-report questionnaires evaluating the constructs under study. Results revealed that CFQ-FC is a robust and reliable measure, with very good convergent, divergent, temporal, incremental and discriminant validities. Also, a mediational analysis showed that the cognitive fusion focused on food craving completely mediated the relationship between eating restraint and binge eating symptoms.

These findings seem to offer relevant data for research and clinical practice on the domain of eating psychopathology. In fact, the present results seems to offer a significant contribution for the assessment of cognitive fusion with food craving and, subsequently, to a deeper understanding of its role on eating behavior regulation difficulties.

Keywords: cognitive fusion; eating psychopathology; binge eating symptoms; Acceptance and Commitment Therapy; analyses psychometric; mediation analysis.

Agradecimentos

Em primeiro lugar, eu gostaria de agradecer ao Professor Doutor José Pinto-Gouveia o meu sincero apreço por todos os valiosos conselhos e ensinamentos respeitantes à minha tese. Em adição, um especial agradecimento por ter disponibilizado uma das suas aulas para recolha da amostra.

À Doutora Cristiana Duarte por ter sido uma coorientadora exímia, verdadeiramente entusiasmada e por ser a pessoa responsável pela maior parte das minhas aprendizagens respetivas a esta dissertação. Fico muito grata por toda a sua disponibilidade, pelos seus conselhos e palavras de reforço e confiança.

À Professora Doutora Cláudia Ferreira pela sua preocupação e palavras de conforto respeitantes a esta dissertação, mas também por todo este ano letivo.

À Professora Doutora Paula Castilho, aos professores da Faculdade de Direito da Universidade de Coimbra, ao Doutor Paulo Coelho e à Doutora Ângela do Hospital Agostinho Ribeiro, bem como aos professores da Escola Secundária de Felgueiras, pela generosidade em nos concederem horário de aula e/ou expediente para administrarmos os questionários.

Obrigada Cláudia e Joana Marta por fazerem parte desta jornada, ao longo destes dois anos, e por terem-na tornado mais especial. É bom ter-vos do meu lado.

Muito obrigado à Catarina, Lauriana, Flávia, Laetitia, Sara e Sónia pelo vosso apoio, carinho e interminável amizade.

Ao Carlitos, por tudo aquilo és e sempre foste na minha vida. És o meu pilar.

Finalmente, um especial obrigado ao meu irmão, pais, avô, Fatinha, Gaspar e tio Horácio por tudo aquilo que me proporcionaram durante estes cinco anos. Obrigado por todo o apoio e amor incondicional que me proporcionam todos os dias. Obrigado também, avó, por teres estado presente no início desta caminhada, foste, és e sempre serás a luz que me ilumina.

Introdução

A psicopatologia alimentar é caracterizada por preocupações excessivas acerca do peso, forma corporal (e.g., o desejo de ser magro e medo mórbido de ganhar peso), alimentação (e.g., pensamentos focados no tipo e quantidades de alimentos, culpa acerca do comportamento alimentar e medo de perder o controlo do que se come), e por comportamentos alimentares perturbados (e.g., restrição alimentar e ingestão alimentar compulsiva; Fairburn, 2008). É atualmente reconhecido que estas dificuldades relacionadas com a alimentação e imagem corporal se apresentam distribuídas num continuum de severidade, e que preocupações “normativas” em relação à imagem corporal e peculiaridades ou dificuldades de regulação do padrão alimentar, embora comuns na população geral, não são negligenciáveis. Com efeito, estas dificuldades associam-se a invalidação psicossocial, podendo progredir para casos com significado clínico e complicações médicas associadas (e.g., perturbações do comportamento alimentar e obesidade; Mond et al., 2013; Polivy & Herman, 1987). Assim, é pertinente investigar os fatores e mecanismos que contribuem para uma maior vulnerabilidade, desenvolvimento e manutenção de dificuldades relacionadas com o comportamento alimentar (Fairburn & Harrison, 2003; Hudson, Hiripi, Pope, & Kessler, 2007; Thompson & Stice, 2001).

Novas abordagens de conceptualização e intervenção na psicopatologia alimentar, em particular a Terapia de Aceitação e do Compromisso (ACT; Hayes, Strosahl & Wilson, 1999), têm sido apontadas como particularmente promissoras para a compreensão e intervenção nestas dificuldades (e.g., Baer, Fischer, & Huss, 2006; Hayes, 2004; Hayes et al., 2004; Merwin et al., 2011). Este modelo conceptualiza que a inflexibilidade psicológica está na origem do sofrimento humano e de diferentes condições psicopatológicas (Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis, 2006; Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996; Kashdan & Rottenberg, 2010; Merwin et al., 2011), uma vez que envolve a incapacidade do sujeito se comportar de forma flexível ao lidar com pensamentos, emoções e sensações percecionadas como negativas (Hayes et al., 2006). Dois mecanismos centrais da inflexibilidade psicológica são o evitamento experiencial (tentativa de evitar, suprimir ou controlar a frequência, intensidade ou

valência de pensamentos, emoções ou sensações avaliadas como desagradáveis ou indesejáveis) e a fusão cognitiva, a qual se caracteriza pela tendência de os sujeitos se enredarem no conteúdo das suas experiências internas, vendo-as como representações literais da realidade (Hayes et al., 1996; Hayes et al., 1999; Hayes, Strosahl, Bunting, Twohig, & Wilson, 2010; Luoma & Hayes, 2003). Com efeito, de acordo com este modelo, quando os indivíduos se encontram fusionados com os seus eventos internos indesejáveis (e.g., pensamentos, emoções, sensações, impulsos comportamentais), respondem aos mesmos como se fossem factos, e não como conteúdos subjetivos e transitórios (Gillanders et al., 2013; Hayes et al., 2004; Luoma & Hayes, 2003). Posto isto, o comportamento passa a ser regulado por este conteúdo cognitivo, podendo ser desencadeadas estratégias mal adaptativas de evitamento experiencial como tentativa de escape ou fuga a tais experiência internas (Hayes, 2004; Hayes et al., 2006). Neste sentido, a investigação tem demonstrado que a fusão cognitiva se associa a menor saúde mental (Gillanders et al., 2013; Hayes, 2004; Hayes et al., 2004) e à incapacidade de mudar comportamentos, mesmo quando essa mudança seja compatível com os valores do próprio indivíduo e se associe a melhor qualidade de vida (Hayes et al., 1999).

No que diz respeito ao domínio específico da psicopatologia alimentar, a investigação tem suportado a importância da inflexibilidade psicológica nesta problemática (Manlick, Cochran, & Koon, 2013; Merwin et al., 2011; Merwin & Wilson, 2009). Com efeito, estudos demonstram que a capacidade de lidar de uma forma flexível, aceitando pensamentos e emoções indesejáveis (e.g., focados na imagem corporal e na alimentação), tem um papel protetor na psicopatologia alimentar (Ferreira, Pinto-Gouveia, & Duarte, 2011), e mais especificamente no envolvimento em comportamentos de ingestão alimentar compulsiva (Duarte & Pinto-Gouveia, 2015).

Existe um interesse crescente no papel específico da fusão cognitiva na compreensão de comportamentos alimentares perturbados. Contribuições teóricas e empíricas sugerem que os indivíduos com psicopatologia alimentar encontram-se altamente fusionados com processos verbais e emocionais focados na alimentação, peso e forma corporal (Cowdrey & Park, 2012). Um estudo recente demonstrou que este processo de emaranhamento com pensamentos relacionados com a imagem corporal tem um impacto significativo na predição de níveis superiores de psicopatologia alimentar (Trindade & Ferreira, 2013).

Neste contexto, comportamentos alimentares perturbados (e.g., a adoção de regras verbais e envolvimento em comportamentos inflexíveis de tentativas de restrição alimentar; Cowdrey & Park, 2012; Manlick et al., 2013) poderão ser conceptualizados como tentativas mal adaptativas de evitamento, supressão, controlo ou modificação de eventos internos negativos (e.g., insatisfação com a imagem corporal). Do mesmo modo, comportamentos de ingestão alimentar compulsiva têm sido conceptualizados como resultando paradoxalmente de tentativas de controlo da experiência interna negativa e de restrição do comportamento alimentar, constituindo uma estratégia de evitamento, distração ou escape momentâneo de tais eventos internos negativos (i.e., evitamento experiencial a curto prazo), diminuindo transitoriamente o afeto negativo (Deaver, Miltenberger, Smyth, Meidinger, & Crosby, 2003; Heatherton & Baumeister, 1991). No entanto, a médio prazo estes comportamentos aumentam as autoavaliações e estados emocionais negativos (Fairburn & Harrison, 2003), tendo sérias consequências emocionais e psicossociais negativas (Kessler et al., 2013).

Porém, apesar de haver um interesse crescente sobre o papel da inflexibilidade psicológica, e dos componentes de evitamento experiencial e fusão cognitiva no desenvolvimento e manutenção da sintomatologia de psicopatologia alimentar (Cowdrey & Park, 2012; Ferreira, Palmeira, & Trindade, 2014; Merwin et al., 2011), a investigação acerca da fusão cognitiva nas dificuldades relacionadas com o comportamento alimentar, nomeadamente no que concerne a conteúdos mentais focados em impulsos alimentares, permanece escassa.

Neste âmbito, contribuições teóricas e empíricas na investigação dos processos envolvidos no modelo ACT têm demonstrado a relevância da utilização de medidas específicas. Com efeito, assistiu-se já à adaptação do AAQ (Questionário de aceitação e Ação; Hayes et al., 2006) à dimensão de dificuldades relacionadas com o peso, a escala AAQW (Questionário de Aceitação e Ação relacionado com dificuldades de peso; Lillis & Hayes, 2008), mas também à dimensão da imagem corporal, a escala BI-AAQ (Imagem corporal – Questionário de Aceitação e Ação; Sandoz, Wilson, Merwin, & Kate Kellum, 2013). No foro do comportamento alimentar, desenvolveu-se o Questionário de Aceitação e Ação sobre a alimentação (The Food Acceptance and Awareness Questionnaire – FAAQ; Juarascio, Forman, Timko, Burtrryn, & Goodwin, 2011), o qual é constituído por

10 itens e tem como objetivo medir a aceitação de impulsos e desejos de comer (aceitação), ou o grau com que os indivíduos tentam controlar ou mudar esses pensamentos (disponibilidade). Apesar de se focar num constructo importante para a compreensão e intervenção na psicopatologia alimentar, esta medida não permitiu colmatar as limitações a nível da avaliação da fusão cognitiva focada na dimensão específica dos impulsos e desejos alimentares.

No que respeita à fusão cognitiva, com base no Questionário de Fusão Cognitiva (CFQ; Gillanders et al., 2010, 2013) foi desenvolvida uma escala específica de fusão cognitiva focada na imagem corporal, o Questionário de Fusão Cognitiva – Imagem corporal (Cognitive Fusion Questionnaire – Body Image; Ferreira, Trindade, Duarte, & Pinto-Gouveia, 2014), constituído por 10 itens, e que mede o grau em que os sujeitos se encontram emaranhados em pensamentos que dizem respeito à sua imagem corporal. Assim, o desenvolvimento desta medida foi um passo importante para o enriquecimento da literatura e da investigação do papel da dimensão fusão cognitiva em dificuldades relacionadas com a imagem corporal e comportamentos alimentares perturbados (e.g., Ferreira, Palmeira et al., 2014; Trindade & Ferreira, 2013; Trindade & Ferreira, 2015). Contudo, permanecia ainda por desenvolver e investigar uma medida robusta e fiável que permitisse a avaliação do grau em que os indivíduos ficam enredados em pensamentos, impulsos ou desejos relacionados com a alimentação, e a sua relação com comportamentos e atitudes alimentares patológicas.

Neste sentido, o presente estudo teve como objetivo apresentar os dados preliminares acerca da estrutura fatorial e propriedades psicométricas de uma nova medida que avalia a fusão cognitiva em pensamentos de impulso alimentar, percecionados como perturbadores, indesejáveis, invalidantes, e como implicando um comportamento mal adaptativo em sua resposta (e.g., ingestão alimentar excessiva e/ou de elevado valor calórico): Questionário de Fusão Cognitiva – Fusão Cognitiva com Impulso Alimentar (CFQ-FC). Este estudo teve igualmente como objetivo compreender o papel de tal mecanismo como fator mediador na relação entre a restrição alimentar e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva.

Metodologia

Participantes

A amostra do presente estudo é composta por 679 sujeitos (186 sujeitos do género masculino e 493 sujeitos do género feminino) com idades compreendidas entre os 18 e os 55 anos. Trezentos e cinco sujeitos são estudantes (75 estudantes do género masculino e 230 estudantes do género feminino) de várias instituições e vários cursos, e trezentos e setenta e quatro sujeitos pertencem à população geral não estudante (111 sujeitos do género masculino e 263 sujeitos do género feminino). Os participantes do género masculino apresentam uma média de idades de 30.55 ($DP = 11.03$), uma média de anos de escolaridade de 12.29 ($DP = 3.11$), por outro lado, no que diz respeito ao género feminino obteve-se uma média de idades de 28.71 ($DP = 10.82$), e uma média 12.73 ($DP = 2.82$) anos de escolaridade. Verificou-se que não existem diferenças estatisticamente significativas entre géneros, relativamente à idade ($t = 1.95$; $p = .052$), anos de escolaridade ($t = 1.75$; $p = .080$), profissão ($t = 1.09$; $p = .272$) e estado civil ($t = 0.32$; $p = .597$).

No que diz respeito ao estatuto socioeconómico, 182 sujeitos (26.8%) pertencem ao nível socioeconómico baixo, 143 sujeitos (21.1%) fazem parte do nível socioeconómico médio, 28 sujeitos (4.1%) enquadram-se no nível socioeconómico alto, 305 sujeitos (44.9%) são estudantes, 17 sujeitos (2.5%) estão desempregados, e por fim 4 sujeitos (0.6%) fazem parte de outras categorias. No caso do estado civil, 448 sujeitos (66%) são solteiros, 184 sujeitos (27.1%) são casados, 20 sujeitos (2.9%) fazem parte dos divorciados, 25 sujeitos (3.7%) vivem em união de facto, e por fim, 2 sujeitos (0.3%) são viúvos.

Relativamente ao Índice de Massa Corporal (IMC), os sujeitos do género masculino apresentam um IMC médio ($M = 24.22$; $DP = 4.23$), e os sujeitos do género feminino também ($M = 22.67$; $DP = 3.55$), encontrando-se dentro do intervalo correspondente ao peso normal, de acordo com a Organização Mundial de Saúde (WHO, 1995). Em particular, 4.3% dos sujeitos do género masculino apresentam um IMC indicativo de magreza, 59.1% apresentam um IMC normal, 33.4% apresentam excesso de peso, e 3.2% apresentam um IMC indicativo de obesidade. Por outro lado, 6.5% dos

sujeitos do género feminino apresentam um IMC indicativo de magreza, 72.8% apresentam um IMC normal, 16.2% apresentam excesso de peso, e, por fim 4.5% dos sujeitos apresentam um IMC indicativo de obesidade. É importante referir que esta distribuição de IMC na amostra do presente estudo é semelhante ao estudo realizado na população portuguesa para faixas etárias semelhantes às encontradas na presente investigação (Poínhos et al., 2009).

Foi ainda utilizada uma subamostra ($n = 54$) da amostra global com o objetivo de aplicar uma versão reteste do CFQ-FC.

Procedimentos

O protocolo foi aprovado pelas Direções ou Comissão de Ética de cada uma das instituições que participaram neste estudo. Aquando da recolha da amostra, foi previamente facultado esclarecimento oral e por escrito, através de consentimentos informados que esclareciam o objetivo e pertinência do estudo, alertando para a confidencialidade dos dados e o carácter voluntário da participação.

Relativamente à amostra de estudantes, os questionários de autorresposta foram administrados em contexto de sala de aula, na presença de um professor e de um investigador. A amostra da população geral constitui uma amostra de conveniência, recolhida em diferentes sectores laborais e outros contextos. O investigador era o responsável pelo esclarecimento de dúvidas e pela retificação do preenchimento dos instrumentos corretamente. Foi também administrado uma versão reteste do CFQ-FC apenas a uma subamostra de participantes.

Finalizada a recolha da amostra, iniciou-se a limpeza de dados, onde foram excluídos todos os casos que não cumpriam os critérios de inclusão no estudo (e.g., sujeitos com idade inferior a 18 anos e superior a 55 anos, preenchimento incompleto dos questionários), resultando numa amostra total de 679 sujeitos.

Medidas

O protocolo de investigação é constituído por seis escalas de autorresposta apresentadas pela ordem abaixo mencionada.

Índice de Massa Corporal (IMC). O IMC foi calculado a partir da razão entre o peso (em quilogramas) e a altura (em metros) elevada ao quadrado.

Escala de Alimentação Compulsiva (BES; Gormally, Black, Daston, & Rardin, 1982; versão portuguesa Duarte, Pinto-Gouveia, & Ferreira, 2015). É uma escala constituída por 16 itens, que avalia as atitudes (i.e., comer grandes quantidades de alimentos) e as sensações/ cognições (i.e., perda de controlo, medo e/ou culpa de ser incapaz de parar de comer) de ingestão alimentar compulsiva. Cada item inclui um conjunto de afirmações numeradas (e.g., “1. Não sinto qualquer ódio de mim mesma(o) depois de comer demais; 2. Depois de comer demais, por vezes sinto culpa ou ódio de mim mesma(o); 3. Quase sempre, sinto muita culpa ou ódio de mim mesma(o) depois de comer demais”), deste modo os participantes são convidados a escolher a afirmação que melhor descreve a sua experiência. Os itens são classificados numa escala de 3 ou 4 pontos, e o score total pode variar entre 0 a 46 pontos, medindo assim a gravidade da ingestão alimentar compulsiva. Pontuações iguais ou superiores a 27 refletem níveis severos de ingestão alimentar compulsiva, pontuações de 18 a 26 indicam sintomatologia moderada de ingestão alimentar compulsiva, enquanto pontuações menores ou iguais a 17 indicam maior probabilidade de ausência de perturbação do comportamento alimentar. A versão original ($\alpha = .85$) e a versão portuguesa ($\alpha = .88$) da escala revelaram alta consistência interna, assim como no presente estudo ($\alpha = .87$).

Questionário de Fusão Cognitiva (CFQ; Gillanders et al., 2013; versão portuguesa Duarte, Ferreira, & Pinto-Gouveia, 2014). É um instrumento constituído por 7 itens que avalia a fusão cognitiva. O participante é convidado a avaliar várias declarações que dizem respeito ao grau em que os indivíduos ficam enredados ou fusionados com os seus pensamentos (e.g., “Os meus pensamentos perturbam-me ou causam-me sofrimento emocional”), de acordo com uma escala Likert constituída por 7 pontos (1- Nunca verdadeiro a 7- Sempre verdadeiro). Scores mais altos refletem maior fusão cognitiva.

No que diz respeito às propriedades psicométricas da escala, o estudo original apresenta boa consistência interna ($\alpha = .90$), o mesmo acontece no estudo português ($\alpha = .89$) e no presente estudo ($\alpha = .94$).

Escala de Ansiedade, Depressão e Stress (EADS-21; Lovibond & Lovibond, 1995; versão portuguesa Pais-Ribeiro, Honrado, & Leal, 2004). Avalia a sintomatologia

depressiva (7 itens; e.g., “Não consegui sentir nenhum sentimento positivo”), de ansiedade (7 itens; e.g., “Senti a minha boca seca”) e stress (7 itens; e.g., “Tive dificuldades em me acalmar”).

Cada item consiste numa afirmação que remete para sintomas emocionais negativos. Deste modo, pede-se ao participante que responda se a afirmação se aplicou “a si durante a semana passada”. Para cada afirmação existem quatro possibilidades de resposta, apresentadas numa escala Likert composta por 4 pontos (0- “não se aplicou nada a mim” a “3- aplicou-se a mim a maior parte das vezes”).

Scores mais elevados em cada subescala correspondem a estados afetivos mais negativos.

A versão original revelou alta consistência interna para as três subescalas ($\alpha = .94$, $\alpha = .87$, $\alpha = .91$, para as subescalas Depressão, Ansiedade e Stress, respetivamente), o mesmo aconteceu na versão portuguesa ($\alpha = .84$, $\alpha = .80$, $\alpha = .87$, respetivamente) e no presente estudo ($\alpha = .89$, $\alpha = .86$, $\alpha = .90$, respetivamente).

Questionário de Aceitação e Ação – II (AAQ-II; Bonde et al., 2011; versão portuguesa Pinto-Gouveia, Gregório, Dinis, & Xavier, 2012). É um instrumento constituído por 10 itens, que avalia o evitamento experiencial e a inflexibilidade psicológica. As respostas são medidas numa escala de Likert constituída por 7 pontos (1- “nunca verdadeiro” a 7- “sempre verdadeiro”) em que é pedido ao sujeito que este selecione a veracidade com que cada afirmação se aplica ao mesmo (e.g., “As minhas memórias dolorosas impedem-me de ter uma vida em pleno”). Nesta escala scores mais elevados são indicativos de maior evitamento experiencial e inflexibilidade psicológica. No que diz respeito às propriedades psicométricas da escala, a mesma revelou boas qualidades na versão original ($\alpha = .84$), na versão portuguesa ($\alpha = .90$), e no presente estudo ($\alpha = .94$).

Questionário da Fusão Cognitiva – Imagem Corporal (CFQ-BI; Ferreira, Trindade et al., 2014). É uma escala que pretende avaliar a fusão cognitiva em relação à imagem corporal. É uma medida de autorresposta breve, composta por 10 itens. As respostas são medidas por uma escala Likert constituída por 7 pontos (1- “nunca verdadeiro” a 7- “sempre verdadeiro”).

O CFQ-BI foi desenvolvido com base no Questionário de Fusão Cognitiva – 28 (CFQ-28; Gillanders et al., 2010), cujos itens foram adaptados para o domínio específico da

imagem corporal (e.g., “Foco-me muito nos meus pensamentos perturbadores em relação à minha imagem corporal”).

No que diz respeito às propriedades psicométricas da medida, quer o estudo original ($\alpha = .96$), quer o presente estudo ($\alpha = .97$) apresentaram boa consistência interna.

Escala de Alimentação Intuitiva – 2 (EAI-2; Tylka & Kroon Van Diest, 2013; versão portuguesa Duarte, Pinto-Gouveia, & Mendes, 2015). Constituída por 23 itens, avalia a tendência para comer de forma intuitiva e adaptativa, ou seja, avalia se o sujeito quando come, fá-lo por motivos físicos ou por motivos emocionais, avalia a prontidão para comer e o que comer como resposta a sinais de fome fisiológicos, avalia também se o sujeito confia nas suas pistas internas de fome e saciedade para guiar o seu comportamento alimentar, e, por fim se existe uma escolha congruente entre a alimentação e a necessidade do corpo.

Os participantes são convidados a classificar cada item numa escala de Likert constituída por 5 classificações (1- Discordo totalmente a 5- Concordo totalmente) selecionando a opção que melhor descreve as suas atitudes e comportamentos. Os valores altos sugerem níveis mais elevados de alimentação intuitiva.

No que diz respeito às propriedades psicométricas da medida, o estudo original ($\alpha = .87$) e o estudo português ($\alpha = .97$) apresentaram boa consistência interna para o total da escala. A medida apresentou uma consistência interna alta no presente estudo, com um alfa de *Cronbach* de .87.

Questionário de Alimentação (EDE-Q; Fairburn & Beglin, 2008; versão portuguesa Machado, Martins, Vaz, Conceição, & Bastos 2001). É uma medida de autorrelato, que avalia atitudes e comportamentos centrais à psicopatologia alimentar. Este instrumento é composto por 36 itens, divididos em quatro subescalas: Restrição (5 itens; e.g., “Tentou evitar comer alimentos de que gosta para influenciar o seu peso e forma corporal?”), Preocupação com a comida (5 itens; e.g., “...sentiu que perdeu o controlo sobre o que estava a comer?”), Preocupação com o peso (5 itens: e.g., “Até que ponto se sentiu insatisfeita com o seu peso?”), e por fim Preocupação com a forma corporal (8 itens; e.g., “Até que ponto se preocupou com a sua forma corporal?”).

A pontuação global é a média das quatro subescalas. Scores mais altos revelam maior gravidade de psicopatologia alimentar.

O EDE-Q tem-se demonstrado um instrumento válido e fidedigno, com valores altos de consistência interna para a versão original ($\alpha = .93$). No presente estudo, a medida revelou também boas qualidades psicométricas ($\alpha = .92$).

As médias e desvio-padrão das escalas do presente estudo estão reportadas na Tabela 4.

Desenvolvimento da escala

A medida *Questionário de Fusão Cognitiva – Impulso Alimentar* (CFQ-FC; Duarte, Ferreira & Pinto-Gouveia, 2014) foi desenvolvida com o intuito de medir o grau com que os indivíduos se encontram fusionados em cognições que dizem respeito a impulsos e desejos alimentares. Este instrumento foi desenvolvido com base na versão original da medida de fusão cognitiva – *Questionário de Fusão Cognitiva* (Gillanders et al., 2013). Assim foram desenvolvidos 20 itens (e.g., “Vivo numa luta com os meus impulsos ou desejos alimentares”), em relação aos quais é solicitado ao sujeito que avalie a veracidade das várias afirmações presentes no questionário, tendo como base uma escala Likert constituído por 7 pontos (“1- Nunca verdadeiro a 7- Sempre verdadeiro”).

Análise Estatística

A análise de dados foi realizada com recurso ao programa SPSS (V.22 SPSS; Armonk, NY; IBM Corp).

O estudo da estrutura dimensional da escala foi realizado com recurso aos mesmos procedimentos que os autores da versão original da escala CFQ utilizaram (Gillanders et al., 2013). Deste modo, recorreu-se a uma análise fatorial exploratória em componentes principais com o intuito de identificar uma ou mais variáveis latentes subjacentes às variáveis observadas. Foi também determinado o número de fatores a extrair através de uma análise paralela, que se caracteriza por um procedimento de extração de fatores, atualmente considerada uma forma mais precisa de identificação do número de fatores a extrair (Horn, 1965).

A consistência interna da escala foi avaliada através do cálculo do coeficiente alfa de *Cronbach*, da análise de correlação entre os itens e, por fim, da correlação item total da escala.

Foi realizado um estudo onde se comparou o CFQ-FC em termos de género.

Quando se investiga as propriedades psicométricas de uma escala que pretende medir um constructo estável, é importante investigar se a escala origina pontuações consistentes ao longo de um determinado período de tempo (Walsh & Betz, 2001), posto isto foi aplicada a versão reteste do questionário a um conjunto restrito de sujeitos, com o intuito de avaliar se a pontuação total da escala CFQ-FC seria estável ao longo de um período de 3-4 semanas, apoiando a confiabilidade teste-reteste das suas pontuações. Esta validade temporal foi analisada através de correlações de *Pearson* e teste *t* de *Student* para amostras emparelhadas.

As associações entre a versão portuguesa da escala CFQ-FC e outras medidas foram avaliadas através da análise de correlação de *Pearson*. É importante referir que correlações de magnitude .10 são consideradas fracas, de magnitude .30 são consideradas moderadas, e as correlações com magnitudes iguais ou superiores a .50 são consideradas fortes (Cohen, 1988).

O poder discriminativo da escala CFQ-FC foi avaliado a partir do ponto de corte > 17 da escala BES, com o intuito de discriminar sujeitos com presença de ingestão alimentar compulsiva com significado clínico, dos sujeitos sem sintomas.

Com o intuito de testar se a escala de medida específica, CFQ-FC, apresenta validade incremental comparativamente à medida geral de fusão cognitiva – CFQ –, realizou-se uma análise de regressão com medidas de comportamento alimentar patológico (EDE-Q e BES) e adaptativo (EAI-2) como variáveis dependentes.

Por fim, o impacto da fusão cognitiva em pensamentos de impulso alimentar, enquanto mediador na relação entre restrição e os sintomas de ingestão alimentar compulsiva foi testado com recurso ao software estatístico PROCESS (Hayes, 2013).

Resultados

Análise Fatorial Exploratória da escala CFQ-FC

A significância do teste de esfericidade de Bartlett ($\chi^2_{(190)} = 12791.35, p < .001$), e o tamanho da medida de Kaiser-Meyer-Olkin da adequação da amostra (.96) revelaram que o conjunto de itens da escala CFQ-FC apresentaram uma variância comum adequada

para se submeter o processo de análise fatorial. Para avaliar a estrutura dimensional da escala CFQ-FC, foi realizada uma análise em componentes principais, que tem como objetivo reduzir um determinado número de itens a um menor número de variáveis. O critério de Kaiser-Guttman, que menciona a retenção de fatores que apresentam valores próprios (eigenvalues) iguais ou superiores a 1.00, apontou para a retenção de dois componentes. Ao analisar os dois componentes, percebeu-se que o primeiro componente (63.19%) explicava maior percentagem de variância que o segundo componente (5.92%). Do mesmo modo a análise feita através do teste Scree Plot, demonstrou um declive acentuado entre o primeiro e os restantes componentes, o que apontou para uma solução unidimensional.

Posto isto, decidiu-se usar uma técnica mais precisa, no que diz respeito à retenção de fatores, isto é recorreu-se a uma análise paralela. A análise paralela demonstrou que emerge um único componente estatisticamente significativo (12.64), superior ao percentil calculado pela simulação de Monte Carlo (1.37).

Tendo em conta estes resultados, ficou claro que dever-se-ia forçar a retenção de um fator na análise fatorial exploratória. Esta solução unidimensional explicou 63.19% da variância da amostra (eigenvalue de 12.5).

A análise demonstrou que todos os itens apresentam comunalidades acima de .34 (item 4). No que diz respeito às saturações fatoriais, como se pode confirmar na Tabela 1, verificaram-se valores fortes, variando de .85 (item 12) a .59 (item 4).

Análise de Confiabilidade

Na Tabela 1, estão presentes as médias, desvio-padrão, correlações item-total e os valores de consistência interna se o item for removido.

Os resultados permitem concluir uma boa consistência interna para a escala CFQ-FC ($\alpha = .97$), bem como na diferenciação de géneros, ou seja quer para os homens ($\alpha = .94$), quer para as mulheres ($\alpha = .97$), a escala apresenta boa consistência interna.

Todos os itens apresentam correlações item-total superiores a .30, que sugere a qualidade e adequação dos itens à medida. Obteve-se valores que variam de .56 (item 4) a .81 (item 7 e item 12) para a amostra total, de .48 (item 4) a .76 (item 20) para o género masculino, e de .57 (item 4) a .85 (item 12) para o género feminino.

As correlações inter-item, revelaram-se no geral moderadas a fortes, para o total da amostra e para o género feminino. Para o género masculino as correlações variaram também de moderadas a fortes, à exceção do item 4 que apresentou correlações mais fracas com alguns itens.

Posteriormente, analisou-se os valores de consistência interna se o item for removido, o que permitiu inferir que a eliminação de qualquer um dos itens não alteraria a consistência interna da escala.

Tabela 1.*Médias (M), Desvio-padrão (DP) e correlações (N = 679)*

Itens	<i>M</i>	<i>DP</i>	Saturações fatoriais	Correlação item-total	α de Cronbach's se o item for removido
1. Os meus desejos de comer em excesso (em quantidade exageradas) perturbam-me ou causam-me sofrimento emocional	1.79	1.24	.82	.80	.97
2. Tenho tendência para me deixar enredar (“ficar agarrada”) nos meus impulsos ou desejos alimentares.	2.00	1.31	.80	.78	.97
3. Sinto-me perturbado/a quando tenho impulsos para comer algo não saudável.	2.09	1.37	.77	.75	.97
4. Se sinto um desejo de comer algo não saudável não lhe consigo resistir.	2.84	1.56	.59	.56	.97
5. Foco-me muito nos meus pensamentos perturbadores em relação à minha alimentação.	1.80	1.19	.82	.80	.97
6. Os meus impulsos para comer “obrigam-me” a parar o que esteja a fazer.	1.67	1.12	.75	.73	.97
7. Sinto muita dificuldade em “largar” os meus impulsos ou desejos em relação à minha alimentação, mesmo quando sei que seria mais vantajoso fazê-lo.	1.95	1.32	.83	.81	.96
8. Os meus impulsos ou desejos alimentares distraem-me do que estou a fazer nesse momento.	1.79	1.20	.80	.78	.97
9. Sinto que os meus impulsos ou desejos alimentares controlam a minha alimentação.	1.88	1.31	.78	.75	.97

10. Fico tão enredado/a (“preso/a”) nos meus impulsos para comer que me torno incapaz de fazer as coisas que mais quero fazer.	1.50	.99	.81	.78	.97
11. Analiso em excesso ou rumino acerca dos meus impulsos ou desejos alimentares até ao ponto em que isso já não é útil para mim.	1.56	1.03	.80	.76	.97
12. Vivo numa luta com os meus impulsos ou desejos alimentares.	1.56	1.09	.85	.81	.97
13. Fico chateado(a) comigo mesma por ter certos impulsos ou desejos alimentares não saudáveis.	2.06	1.42	.81	.79	.97
14. Sempre que sinto um impulso ou desejo para comer algo não saudável (por exemplo doces, batatas fritas) é-me difícil concentrar em qualquer outra coisa.	1.90	1.25	.80	.78	.97
15. Preciso de controlar os desejos alimentares que me vêm à cabeça.	2.02	1.37	.81	.80	.97
16. Esforço-me por controlar ou evitar os meus impulsos ou desejos para comer.	1.91	1.28	.77	.74	.97
17. Se sinto um desejo de comer algo não saudável não consigo “largar” até o fazer.	2.00	1.35	.76	.74	.97
18. Os meus pensamentos em relação à comida causam-me grande dor e sofrimento emocional.	1.46	.98	.84	.80	.97
19. Os meus impulsos e desejos alimentares causam-me grande perturbação e limitam a minha vida.	1.41	.91	.83	.79	.97

20. Tenho medo dos meus impulsos para comer algo não saudável ou para comer em excesso.	1.57	1.09	.82	.78	.97
---	------	------	-----	-----	-----

Nota. CFQ-FC = Questionário de Fusão Cognitiva – Impulso Alimentar.

Estudo das diferenças de género da medida em estudo

No presente estudo, procurou-se testar a presença de diferenças estatisticamente significativas entre sujeitos do género feminino e do género masculino, no que diz respeito ao constructo medido pelo CFQ-FC. Procedeu-se à comparação das médias em cada um dos fatores da variável sexo, recorrendo ao teste *t* de *Student* para amostras independentes (Tabela 2). Os resultados sugerem que as mulheres apresentam níveis mais elevados de fusão cognitiva em pensamentos com desejo e impulso alimentar na escala CFQ-FC, comparativamente aos homens. Adicionalmente, verifica-se que estas diferenças não se devem a desigualdades de idade e anos de escolaridade.

Tabela 2.

Diferenças entre Géneros na escala CFQ-FC

Medida	Género Feminino (<i>n</i> = 493)		Género Masculino (<i>n</i> = 186)		<i>t</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>		
CFQ-FC Total	39.10	20.50	30.54	13.76	6.25	.000

Nota. CFQ-FC = Questionário de Fusão Cognitiva – Impulso Alimentar.

Estabilidade Temporal

Para avaliar a estabilidade temporal da medida, o CFQ-FC foi administrado de novo, 3-4 semanas depois, a um grupo de sujeitos (*n* = 54; 10 do género masculino e 44 do género feminino). Obteve-se um coeficiente de correlação de *Pearson* de .82 e não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre os dois momentos de avaliação ($t_{(53)} = 0.43$; $p = .667$), o que sugere uma elevada estabilidade temporal, apoiando, deste modo, a confiabilidade teste-reteste das pontuações do CFQ-FC.

Validade Convergente e Divergente

A fim de estudar a validade convergente e divergente, isto é, o relacionamento da escala CFQ-FC com outras medidas, recorreu-se à análise dos coeficientes de correlação de *Pearson*. Visto terem existido diferenças de género relativamente aos scores da escala, a análise de correlação entre o CFQ-FC e outras medidas em análise foram calculadas para homens e mulheres separadamente.

Como se pode verificar na Tabela 3, a fusão cognitiva em pensamentos com desejo e impulso alimentar, avaliado pelo CFQ-FC, apresenta uma correlação positiva e significativa com a fusão cognitiva geral, avaliada pelo CFQ, apresentando uma magnitude moderada de correlação para ambos os géneros.

A fusão cognitiva com impulso alimentar apresentou uma correlação positiva e significativa com a variável fusão cognitiva em relação à imagem corporal, avaliada pelo CFQ-BI (correlação de maior magnitude com o CFQ-FC para o género masculino), apresentando, deste modo, uma forte magnitude de correlação para ambos os géneros.

Adicionalmente, o CFQ-FC correlaciona-se de forma positiva e significativa com a inflexibilidade psicológica, avaliada pelo AAQ-II, mas também com a sintomatologia de depressão, ansiedade e stress, avaliada pela EADS-21. Deste modo, o género masculino apresenta uma magnitude forte de correlação com o AAQ-II, e uma magnitude moderada de correlação com as dimensões da EADS-21. Por outro lado, o género feminino apresenta magnitudes moderadas de correlação.

As dimensões de psicopatologia alimentar, avaliada pela escala EDE-Q, e as atitudes, sensações e cognições de sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva, avaliada pela escala BES (verificando-se correlações de maior magnitude com o CFQ-FC para o género feminino) apresentam uma correlação positiva, significativa, de magnitude forte com o CFQ-FC, para ambos os géneros.

Por outro lado, encontrou-se uma associação negativa e significativa entre a variável fusão cognitiva em pensamentos com desejo e impulso alimentar, avaliada pelo CFQ-FC, e a alimentação intuitiva, avaliada pela escala EAI-2. A magnitude de correlação para o género feminino é considerada forte e para o género masculino é considerada moderada.

Por fim, o IMC apresentou uma correlação positiva, significativa, mas de magnitude fraca com a medida CFQ-FC para o género feminino. O género masculino apresentou uma correlação positiva, não significativa e de magnitude fraca com a escala CFQ-FC.

Tabela 3.

Médias, Desvio-Padrão e Correlações entre o CFQ-FC e outras medidas

Medidas	Género Feminino			Género Masculino		
	<i>M</i>	<i>DP</i>	CFQ-FC	<i>M</i>	<i>DP</i>	CFQ-FC
CFQ-FC	39.10	20.49	-----	30.54	13.76	-----
CFQ	19.44	9.76	.45***	17.29	8.53	.45***
CFQ-BI	19.40	11.61	.70***	15.10	9.03	.66***
AAQ-II	18.80	9.37	.47***	16.61	9.10	.52***
Depressão	3.18	3.86	.46***	2.96	3.84	.32***
Ansiedade	3.19	3.74	.42***	2.81	3.30	.45***
Stress	5.74	4.40	.41***	4.53	4.40	.39***
Preocupação Alimentar	.54	.88	.71***	.28	.70	.61***
Preocupação Forma	1.37	1.37	.68***	.54	.92	.57***
Preocupação Peso	1.33	1.26	.66***	.63	.99	.60***
Restrição	.87	1.13	.48***	.46	.92	.45***
EDE-Q	1.03	1.02	.71***	.48	.78	.63***
BES	6.96	6.62	.75***	4.54	4.55	.60***
EAI-2	3.50	.52	-.58***	3.75	.48	-.41***
IMC	22.67	3.55	.22***	24.22	4.23	.11

Nota. CFQ-FC = Questionário de Fusão Cognitiva – Impulso alimentar; CFQ = Questionário de Fusão Cognitiva; CFQ-BI = Questionário de Fusão Cognitiva – Imagem Corporal; AAQ-II = Questionário de Aceitação e Ação; Subescalas Depressão Ansiedade e Stress – EADS-21: Escala de Ansiedade, Depressão e Stress –; Subescalas Restrição, Preocupação Alimentar, Preocupação com a forma e Preocupação com o peso; EDE-Q = Questionário de Alimentação; BES = Escala de Alimentação Compulsiva; EAI-2 = Escala de Alimentação Intuitiva – 2; IMC = Índice de Massa Corporal

*** $p < .001$

Validade Discriminante

Com o intuito de testar o poder discriminativo do CFQ-FC, nomeadamente entre sujeitos com a presença de sintomas de ingestão alimentar compulsiva com algum significado clínico dos sujeitos sem sintomas, foram constituídos dois grupos, a partir do ponto de corte > 17 da escala BES. O primeiro grupo é constituído por sujeitos que apresentam a presença de sintomas com significado clínico, posteriormente, foi selecionado aleatoriamente um segundo grupo equiparado em termos de características demográficas da população geral ($t = 1.00$; $p = .319$ para a idade; $t = 0.00$; $p = .999$ para os anos de escolaridade). A amostra da população geral ($n = 68$; 11 homens e 57 mulheres) apresentou uma média de idade de 27 anos ($DP = 10.36$), e uma média de anos de escolaridade ($n = 68$) correspondente ao 12º ano ($DP = 2.93$), por outro lado a amostra de sujeitos que demonstra a presença de sintomas com significado clínico ($n = 42$; 5 homens e 37 mulheres) apresentou uma média de idades de 29 anos ($DP = 11.64$), e uma média de anos de escolaridade correspondente ao 12º ano ($DP = 2.46$).

No que diz respeito à pontuação final do CFQ-FC, a amostra clínica apresentou uma média de 78.02 ($DP = 26.22$), enquanto o grupo de controlo apresentou uma média de 45.13 ($DP = 19.61$). Além disso, verificou-se que o CFQ-FC é uma medida com bom poder discriminativo ($t = 7.00$; $p < .001$) de casos com e sem sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva.

Validade incremental

Com o intuito de testar a validade incremental do CFQ-FC foram realizadas três análises de regressão, por géneros, nas quais o CFQ foi incluído como preditor no primeiro passo, o CFQ-FC foi selecionado como preditor no segundo passo, e dois indicadores de psicopatologia alimentar (escala global da EDE-Q e uma medida de sintomas de ingestão alimentar compulsiva – BES) e um indicador de comportamentos alimentares adaptativos (EAI-2) foram considerados como variáveis dependentes em cada análise.

Para a primeira análise, os resultados revelaram para o género masculino que a fusão cognitiva ampla avaliada pelo CFQ foi responsável por 7% da variância da medida EDE-Q ($\beta = .27$; $F_{(183)} = 14.35$; $p < .001$). No segundo passo, os resultados revelaram um

modelo significativo responsável por 40% da variância ($F_{(182)} = 97.52$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = .64$; $p < .001$), por outro lado o CFQ não se revelou significativo ($\beta = -.02$; $p = .757$). No género feminino, o CFQ explicou 14% da variância do EDE-Q ($\beta = .38$; $F_{(489)} = 81.27$; $p < .001$). No segundo passo, quando foi incluído o CFQ-FC, os resultados demonstraram um modelo significativo responsável por 51% da variância ($F_{(488)} = 369.67$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = .68$; $p < .001$), seguido pelo CFQ ($\beta = .07$; $p = .047$).

Na segunda análise, os resultados para o género masculino demonstraram que a fusão cognitiva ampla avaliada pelo CFQ foi responsável por 14% da variância da escala BES ($\beta = .38$; $F_{(183)} = 30.43$; $p < .001$). No segundo passo, os resultados revelaram um modelo significativo responsável por 37% da variância ($F_{(182)} = 65.99$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = .54$; $p < .001$), seguido pelo CFQ ($\beta = .13$; $p = .043$). Os resultados para género feminino demonstraram que a fusão cognitiva ampla avaliada pelo CFQ explica 16% da variância da BES ($\beta = .40$; $F_{(487)} = 93.80$; $p < .001$). No segundo passo, os resultados demonstraram um modelo significativo responsável por 57% da variância ($F_{(486)} = 454.37$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = .71$; $p < .001$), seguido pelo CFQ ($\beta = .08$; $p = .012$).

Na última análise, os resultados para o género masculino revelaram que a fusão cognitiva ampla, avaliada pelo CFQ, não foi um preditor significativo da medida EAI-2 ($R^2 = .02$; $\beta = -.13$; $F_{(183)} = 3.18$; $p = .076$). No passo dois, os resultados revelaram um modelo significativo responsável por 17% da variância ($F_{(182)} = 33.52$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = -.44$; $p < .001$), por outro lado o CFQ não se revelou um preditor significativo ($\beta = .07$; $p = .367$). Os resultado para género feminino demonstraram que a fusão cognitiva ampla avaliada pelo CFQ explica 8% da variância da medida EAI-2 ($\beta = -.28$; $F_{(489)} = 41.84$; $p < .001$). No segundo passo, os resultados demonstraram um modelo significativo responsável por 34% da variância ($F_{(488)} = 193.91$; $p < .001$), com o CFQ-FC a emergir como melhor preditor global ($\beta = -.57$; $p < .001$), inversamente ao CFQ que não se revelou um preditor significativo da medida EAI-2 ($\beta = -.03$; $p = .547$).

O efeito indireto da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva através da fusão cognitiva com impulsos alimentares

No sentido de explorar o papel da fusão cognitiva em pensamentos de impulso alimentar (CFQ-FC) enquanto mediador na relação entre a restrição (EDE-Q) e os sintomas de ingestão alimentar compulsiva (BES), foi realizado um estudo de mediação, através do PROCESS (Hayes, 2013) no qual o efeito da mediação (modelo de mediação simples 4) foi calculado através do método de Bootstrap com 5000 amostras, para cada género (Figura 1 e Figura 2).

No género feminino, a restrição (EDE-Q) foi introduzida como variável independente e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (BES) como variável dependente. A relação entre restrição alimentar e fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar revelou-se significativa ($F_{(486)} = 145.99; p < .001$), contribuindo para 23% da variância do CFQ-FC ($b = 8.68; SE = 0.72; p < .001$).

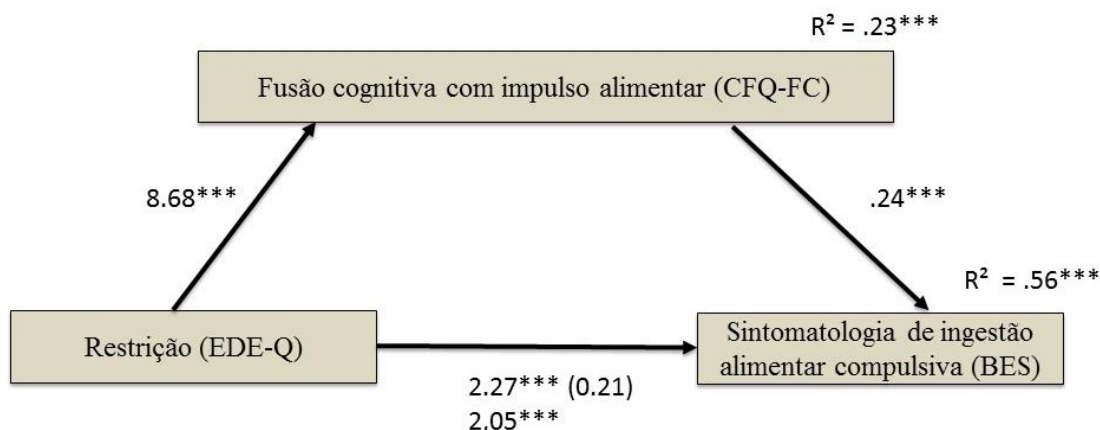
No que concerne à sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva, o modelo revelou-se significativo ($F_{(485)} = 311.83; p < .001$), sendo responsável por 56% da variância. Os resultados indicam que o efeito direto do preditor (restrição) não é significativo ($b = .21; SE = 0.20; p = .2859$), verificando-se contudo que, o mediador (CFQ-FC) emerge como único preditor significativo ($b = .24; SE = 0.01; p < .001$). Deste modo, pode-se concluir que não existe um efeito direto significativo entre a restrição e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva.

Posto isto, analisou-se o efeito indireto da variável independente na variável dependente, mediada pela fusão cognitiva em pensamentos com impulso alimentar. Os resultados demonstraram que a fusão cognitiva com impulso alimentar medeia totalmente o efeito da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva ($b = 2.05; SE = 0.30, IC\ 95\%,]1.50; 2.70[$).

Por fim, é importante salientar que a correlação existente entre o CFQ-FC e a restrição é positiva, significativa e com uma magnitude de associação moderada, por outro lado a correlação entre a fusão cognitiva com impulso alimentar e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva é positiva, significativa e com uma magnitude de correlação forte.

Figura 1.

Diagrama estatístico do modelo de mediação simples para o género feminino, que avalia a influência da fusão cognitiva com pensamentos de impulso alimentar (CFQ-FC) na relação entre a restrição (EDE-Q) e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (BES)



Nota. CFQ-FC = variável mediadora; EDE-Q = variável independente; BES = variável dependente; Os valores adjacentes às setas representam os coeficientes de regressão não estandardizados. Na seta que liga a restrição (variável independente) e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (variável dependente), o valor fora de parênteses representa o efeito total da restrição na ingestão alimentar compulsiva e o valor abaixo representa o efeito indireto. O valor incluído no parênteses representa o efeito direto da restrição na ingestão alimentar compulsiva após a inclusão da variável mediadora (fusão cognitiva com impulso alimentar).

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

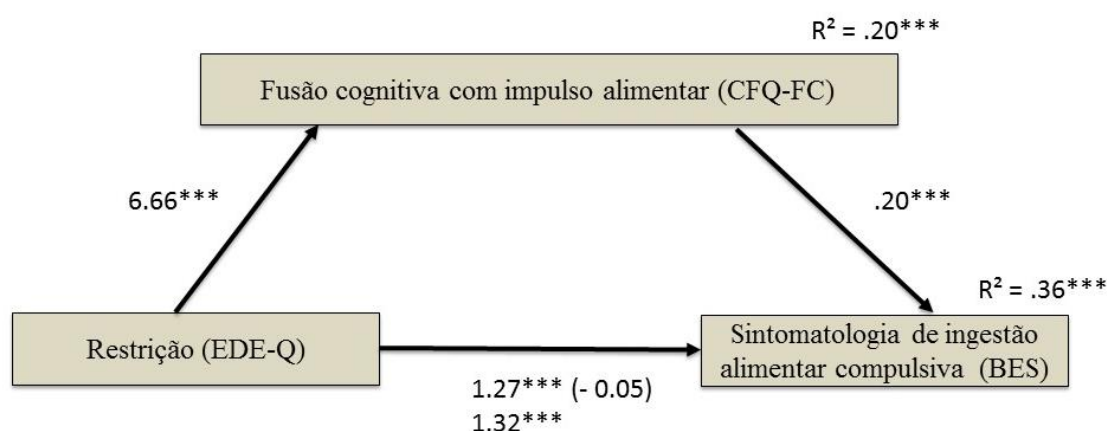
Para o género masculino foi realizada a mesma análise, assim a restrição (EDE-Q) considerou-se como variável independente e a sintomatologia alimentar compulsiva (BES) como variável dependente. A relação entre restrição alimentar e fusão cognitiva com impulso alimentar prediz um modelo significativo ($F_{(184)} = 45.90$; $p < .001$; $b = 6.66$; $SE = 0.98$; $p < .001$), explicando 20% da variância do CFQ-FC.

No que diz respeito à sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva verificou-se que o modelo é significativo ($F_{(183)} = 50.61$; $p < .001$), contribuindo para 36% da variância. Os resultados indicam que o efeito direto do preditor (restrição) não é significativo ($b = -.05$; $SE = 0.33$; $p = .8779$), verificando-se contudo, que o mediador (CFQ-FC) emerge como único preditor significativo ($b = .20$; $SE = 0.02$; $p < .001$). Neste sentido, analisou-se o efeito indireto da variável independente na variável dependente, mediada pela fusão cognitiva com impulso alimentar. Os resultados demonstraram que a fusão cognitiva com pensamentos de desejo e impulso alimentar medeia totalmente o efeito da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva ($b = 1.32$; $SE = 0.36$; IC 95%, [.69; 2.13]).

Finalmente, a correlação existente entre o CFQ-FC e a restrição é positiva, significativa e com uma magnitude de associação moderada, por outro lado a correlação entre a fusão cognitiva com impulso alimentar e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva é positiva, significativa e com uma magnitude de correlação forte.

Figura 2.

Diagrama estatístico do modelo de mediação simples para o género masculino, que avalia a influência da fusão cognitiva com pensamentos de impulso alimentar (CFQ-FC) na relação entre a restrição (EDE-Q) e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (BES)



Nota. CFQ-FC = variável mediadora; EDE-Q = variável independente; BES = variável dependente; Os valores adjacentes às setas representam os coeficientes de regressão não estandardizados. Na seta que liga a restrição (variável independente) e a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (variável dependente), o valor fora de parênteses representa o efeito total da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva e o valor abaixo representa o efeito indireto. O valor incluído no parênteses representa o efeito direto da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva após a inclusão da variável mediadora (fusão cognitiva com impulso alimentar).

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Discussão

O mecanismo de fusão cognitiva ocorre quando um indivíduo se emaranha ou funde com o contexto literal dos seus pensamentos, assumindo essas interpretações como factos reais (Hayes et al., 1999; Hayes et al., 2006). Estudos recentes têm demonstrado que a fusão cognitiva se associa a evitamento experiencial e contribui para a inflexibilidade psicológica, e, por consequência várias formas de psicopatologia (e.g., Merwin et al., 2011).

No entanto, o papel da fusão cognitiva no domínio específico do comportamento alimentar, nomeadamente desejo e impulso alimentar e o seu impacto na psicopatologia alimentar carece de investigação. Assim, o presente estudo teve como objetivo explorar as propriedades psicométricas de uma nova medida de fusão cognitiva em pensamentos com desejo e impulso alimentar, percecionados pelo individuo como perturbadores, indesejáveis, invalidantes, e como implicando uma resposta comportamental mal adaptativa, em sua resposta (e.g., ingestão alimentar excessiva e/ou de alimentos de elevado valor calórico). O efeito mediador da fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar na relação entre restrição e sintomas de ingestão alimentar compulsiva também foi explorado. Uma vez que o papel das perturbações de foro alimentar na investigação tem um foco quase exclusivo no género feminino, este estudo pretendeu colmatar essa limitação da literatura existente explorando estes mecanismos, também no género masculino (Anderson, 1998; Anderson, 2014).

Os resultados mostraram que a medida de fusão cognitiva relacionada com o desejo e impulso alimentar apresentou boas qualidades psicométricas, revelando-se uma escala com uma estrutura unidimensional, explicando 63.19% da variância. Além disso, a escala apresentou uma elevada consistência interna para a amostra ($\alpha = .97$), bem como na diferenciação por géneros, .94 para homens e .97 para mulheres. A análise da estabilidade temporal provou que o CFQ-FC é estável ao longo do tempo. Foram também encontradas diferenças de género relativas à fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar, que indicam que as mulheres se encontram mais fusionadas em pensamentos de desejo e impulso alimentar, comparativamente aos homens, e, que esta medida é capaz de discriminar casos de não casos de sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva.

Para além disto, os dados sugerem que o CFQ-FC apresenta validade incremental sobre uma medida geral de fusão cognitiva. Com efeito, verificou-se que o CFQ-FC constitui-se melhor preditor significativo que o CFQ na explicação da variância de atitudes e comportamentos centrais na psicopatologia alimentar (EDE-Q), nomeadamente de sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (BES). Por último, verificou-se que se associa a níveis inferiores de comportamentos alimentares adaptativos, nomeadamente a capacidade de conexão e compreensão de pistas internas de fome e saciedade que regulam o comportamento alimentar (EAI-2).

Adicionalmente, a medida mostrou estar associada a todas as variáveis em estudo. No que diz respeito à relação entre as medidas de fusão cognitiva os resultados mostraram uma associação positiva entre o CFQ-FC, o CFQ-BI e o CFQ no sentido previsto. Os dados obtidos vão ao encontro de estudos anteriores que demonstram que a fusão cognitiva com dimensões específicas (e.g., imagem corporal; Trindade & Ferreira, 2013), e com dimensões gerais (Gillanders et al., 2010, 2013), se associa a uma tendência global de ficar enredado com os seus eventos internos indesejáveis (Ferreira, Trindade et al., 2014). Neste contexto, e de acordo com o presente estudo, apesar de se estar a lidar com escalas que medem a fusão cognitiva, a associação entre o CFQ-FC, é mais forte quando se relaciona com medidas de fusão cognitiva específica (CFQ-BI), comparativamente, a medidas de fusão cognitiva geral (CFQ).

É de salientar que o presente estudo demonstrou que mulheres se encontram mais fusionadas em pensamentos com desejo e impulso alimentar, comparativamente aos homens, o que vai ao encontro da literatura existente, na medida que comportamentos alimentares patológicos são mais prevalentes entre sujeitos do género feminino do que sujeitos do género masculino (e.g., Kessler et al., 2013).

Os resultados obtidos demonstram que níveis superiores de fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar se associa a níveis altos de fusão cognitiva com a imagem corporal (CFQ-BI), deste modo, maior será o evitamento experiencial e a inflexibilidade psicológica (AAQ-II). Estes resultados são consistentes com estudos anteriores, uma vez que a fusão cognitiva, a inflexibilidade psicológica e o evitamento experiencial têm um papel nuclear no desenvolvimento e manutenção de psicopatologia alimentar (Cowdrey & Park, 2012; Ferreira, Palmeira et al., 2014; Merwin et al., 2011).

É importante referir que níveis superiores de fusão cognitiva em pensamentos sobre desejo e impulso alimentar, estão associados a maior sintomatologia de depressão ansiedade e stress (EADS-21). Este resultado corrobora estudos anteriores, na medida que a fusão cognitiva se associa a comprometimento funcional e a indicadores de psicopatologia (Gillanders et al., 2013; Hayes, 2004; Hayes et al., 2004), mas apontam igualmente para o facto de tais indicadores poderem emergir de uma fusão cognitiva específica, focada no emaranhamento, com eventos internos relacionados com desejos e impulsos alimentares, percecionados como perturbadores e indesejáveis. Em suma, estes

dados demonstram que a fusão cognitiva com impulso alimentar se associa, não apenas a atitudes e comportamentos alimentares perturbados, mas também a importantes indicadores de psicopatologia geral.

Para além disso, o presente estudo mostrou que níveis superiores de fusão cognitiva com impulso alimentar se associa a maior severidade de sintomatologia de psicopatologia alimentar (EDE-Q). Este facto encontra-se mais saliente nas mulheres, e comprova a literatura existente que defende que os processos de fusão cognitiva são encarados como estratégias de regulação emocional mal adaptativas que se encontram na base de comportamentos alimentares perturbados (Trindade & Ferreira, 2013).

Pelo contrário, verificou-se uma associação negativa entre a alimentação intuitiva (EAI-2) e a fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar. Este resultado é consistente com estudos anteriores que demonstram que a alimentação intuitiva se encontra negativamente associada a psicopatologia alimentar, mas não é unicamente definida pela ausência da mesma (Tylka, 2006). Neste sentido, níveis superiores de capacidade de conexão e compreensão de pistas internas de fome e saciedade associa-se a níveis inferiores de emaranhamento por pensamentos de impulso alimentar, e, conseqüentemente baixos níveis de psicopatologia alimentar (e.g., Gast & Hawks, 2000; Tylka, 2006; Tylka & Kroon Van Diest, 2013).

Adicionalmente, verificou-se que níveis superiores de fusão cognitiva com impulso alimentar associam-se a níveis superiores de atitudes, sensações e cognições de sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva (BES). Este facto comprova contribuições teóricas e empíricas anteriores, na medida em que a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva pode ser conceptualizada como uma resposta reativa à experiência interna, percecionada como indesejável ou intolerável. Deste modo, os dados sugerem que comportamentos de ingestão alimentar compulsiva poderão decorrer de um fusionamento excessivo com os conteúdos destes eventos internos privados, associado a uma incapacidade de os aceitar como eventos transitórios que não representam literalmente a realidade e que não implicam uma resposta comportamental (Gillanders et al., 2013; Hayes et al., 2004; Luoma & Hayes, 2003). Para além disso, dado que tem sido sugerido que a sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva pode ser entendida como uma consequência de tentativas de restrição alimentar e de fuga, distração ou escape a

pensamentos indesejados ou experiências emocionais consideradas pelo sujeito como negativas (Goldfield, Adamo, Rutherford, & Legg, 2008; Stice, 2001), o presente estudo teve igualmente como objetivo compreender se a relação entre tentativas de restrição alimentar e sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva seria explicada por uma tendência de o sujeito ficar enredado por pensamentos focados na alimentação, nomeadamente focados em desejos e impulsos alimentares.

A fusão cognitiva com impulso alimentar apresentou uma associação positiva, apesar de fraca com o IMC, para sujeitos do género feminino. Isto é, níveis superiores de fusão cognitiva com impulso alimentar associam-se a valores mais altos de IMC. Este facto sugere que o processo de fusão cognitiva poderá estar associado a dificuldades de regulação do peso, tal como sugerido por estudos anteriores (Forman & Butryn, 2014; Lillis & Kendra, 2013; Masuda, Hill, Melcher, Morgan, & Twohig, 2014).

Por fim, os resultados da análise de mediação indicaram que a fusão cognitiva com impulso alimentar media totalmente a relação do efeito da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva. Ou seja, os dados sugerem que o impacto da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva depende totalmente do grau em que o sujeito se emaranha, funde ou fusiona com pensamentos de desejo e impulso alimentar. Estes resultados vão ao encontro de alguns dados teóricos e empíricos, destacando o papel da fusão cognitiva como determinante na presença de psicopatologia alimentar (Hayes & Pankey, 2002; Merwin & Wilson, 2009). Na verdade, os resultados demonstraram que o efeito da restrição na sintomatologia de ingestão alimentar compulsiva não é linear, e a fusão cognitiva desempenha um papel importante nesta associação. Estas descobertas são bastante importantes, dado que esclarecem quais os mecanismos que poderão estar subjacentes à relação entre restrição alimentar e comportamentos de ingestão alimentar compulsiva.

Os dados do presente estudo não podem ser considerados, sem ter em conta algumas limitações. Em primeiro lugar, estudos futuros devem realizar uma análise fatorial confirmatória numa amostra distinta que permita confirmar a estrutura fatorial identificada. Em particular, a invariância da estrutura da escala entre géneros deveria ser estudada em amostras com um N de homens mais equiparável ao N de mulheres. Além disso, o desenho transversal na análise de mediação e as relações encontradas deverão ser

testadas em estudos longitudinais, de modo a que se permita obter inferências fidedignas e confirmar a direccionalidade e previsibilidade das variáveis em estudo.

Concluindo, a presente investigação demonstrou que esta medida tem boas qualidades psicométricas, tendo contribuído para avaliar a fusão cognitiva com desejo e impulso alimentar, e o impacto desta dimensão em importantes indicadores de saúde mental, podendo ser particularmente útil para a conceptualização de problemas relacionados com a ingestão alimentar compulsiva. Para além disto, este estudo oferece novos dados significativos que podem ser importantes para futuras investigações, no que diz respeito à eficácia da desfusão cognitiva, com vista à aceitação de eventos internos e flexibilidade psicológica, na melhoria da sintomatologia de psicopatologia alimentar, nomeadamente de comportamentos de ingestão alimentar compulsiva.

Referências

- Andersen, A. (2014). A brief history of eating disorders in males. In: L. Cohn & R. Lemberg (Eds.). *Current findings on eating disorders in males*. New York: Routledge.
- Anderson, A. (1998). Eating disorders in males: Critical questions. In: R. Lemberg & L. Cohn (Eds.). *Eating disorders: A reference sourcebook* (pp. 73-78). Phoenix: Oryx.
- Baer, R. A., Fischer, S., & Huss, D. B. (2006). Mindfulness and acceptance in the treatment of disordered eating. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 23(4), 281–301. doi:10.1007/s10942-005-0015-9
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. (2011). Preliminary Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire – II: A Revised Measure of Psychological Inflexibility and Experiential Avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688. doi: 10.1016/j.beth.2011.03.007
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd Ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Cowdrey F.A., & Park R.J. (2012). The role of experiential avoidance, rumination and mindfulness in eating disorders. *Eating Behaviors*, 13(2), 100-105.
- Deaver, C. M., Miltenberger, R. G., Smyth, J., Meidinger, A., & Crosby, R. (2003). An evaluation of affect and binge eating. *Behavior Modification*, 27(4), 578-599. doi:10.1177/0145445503255571

- Duarte, C., & Pinto-Gouveia, J. (2015). Returning to emotional eating: the emotional eating scale psychometric properties and associations with body image flexibility and binge eating. *Eating and weight disorders*. doi: 10.1007/s40519-015-0186-z
- Duarte, C., Ferreira, C., & Pinto-Gouveia, J. (2014). Portuguese version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Manuscript in preparation*.
- Duarte, C., Pinto-Gouveia, J., & Ferreira, C. (2015). Expanding binge eating assessment: Validity and screening value of the Binge Eating Scale in women from the general population. *Eating Behaviors*, 18, 41-47.
- Duarte, C., Pinto-Gouveia, J., & Mendes, A. (2015, July). Turning towards adaptive eating behaviours: Examination of the Portuguese version of the Intuitive Eating Scale-2 and its association with decentering and body image flexibility. Poster session presented at the meeting of the ACBS Annual World Conference 13, Berlin, Germany.
- Fairburn, C. G. (2008). *Cognitive behavior therapy and eating disorders*. New York: Guilford Press.
- Fairburn, C. G., & Beglin, S. J. (2008). Eating Disorder Examination Questionnaire (EDE-Q 6.0). In C. G. Fairburn (Ed.), *Cognitive behavior therapy and eating disorders* (pp. 309-313). New York: Guilford Press.
- Fairburn, C. G., & Harrison, P. J. (2003). Eating disorders. *The Lancet*, 361(9355), 407-416. doi:10.1016/S0140-6736(03)12378-1
- Ferreira, C., Palmeira, L., & Trindade, I.A. (2014). Turning eating psychopathology risk factors into action. The pervasive effect of body image-related cognitive fusion. *Appetite*, 80, 137-142.

- Ferreira, C., Pinto-Gouveia, J., & Duarte, C. (2011). Physical appearance as a measure of social ranking: The role of a new scale to understand the relationship between weight and dieting. *Clinical Psychology & Psychotherapy*. doi: 10.1002/cpp.769
- Ferreira, C., Pinto-Gouveia, J., & Duarte, C. (2011). The validation of the Body Image Acceptance and Action Questionnaire: Exploring the moderator effect of acceptance on disordered eating, *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11(3), 327-345.
- Ferreira, C., Trindade, I. A., Duarte, C., & Pinto-Gouveia, J. (2014). Getting entangled with body image: Development and validation of a new measure. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*. doi: 10.1111/papt.12047
- Forman, E. M., & Butryn, M. L. (2014). A new look at the science of weight control: How acceptance and commitment strategies can address the challenge of self-regulation. *Appetite*, 84, 171-180.
- Gast, J. A., & Hawks, S. R. (2000). Examining intuitive eating as a weight loss program. *Healthy Weight Journal*, 14, 42-44. Retrieved from: <http://www.moreofmetolove.com/resources/article/examining-intuitive-eating-as-a-weight-loss-program/>
- Gillanders, D., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P., Campbell, L., Tansey, L., Noel, L., Ferenbach, C., Masley, S., Roach, L., Lloyd, J., May, L., Clarke, S., & Remington, B. (2013). The Development and Initial Validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy*, 45, 83-101. doi: 10.1016/j.beth.2013.09.001
- Gillanders, D., Bolderston, H., Dempster, M., Bond, F., Campbell, L., Kerr, S., Tansey, L., Clarke, S., Remington, B., Flaxman, P., Deans, G., Bastien, J., Moore, D., &

- Hermann, B. (2010, June). The Cognitive Fusion Questionnaire: Further developments in measuring cognitive fusion. Conference presented at the Association for Contextual Behavioral Science, World Congress VIII, Reno, NV.
- Goldfield, G. S., Adamo, K. B., Rutherford, J., & Legg, C. (2008). Stress and the relative reinforcing value of food in female binge eaters. *Physiology & Behavior*, 93, 579-587. doi:10.1016/j.physbeh.2007.10.022
- Gormally, J., Black, S., Daston, S., & Rardin, D. (1982). The assesement of binge eating severity among obese persons. *Addictive Behaviors*, 7, 47-55.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavior therapy. *Behavior Therapy*, 35, 639-665.
- Hayes, S. C., & Pankey, J. (2002). Experiential Avoidance, Cognitive Fusion and an ACT Approach to Anorexia Nervosa. *Cognitive and Behavioral Science*, 9, 243- 247.
- Hayes, S. C., Luoma, J., Bond, F., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and Commitment Therapy: Model, processes, and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1-25.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Bunting, K., Twohig, M., & Wilson, K. G. (2010). What is acceptance and commitment therapy? In S. C. Hayes, & K. D. Strosahl. (Org.), *A practical guide to acceptance and commitment therapy* (pp. 1-29). New York: Springer.

- Hayes, S. C., Wilson, K. W., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*, 1152-1168.
- Hayes, S.C. (Ed.). (1989). *Rule-governed behavior: Cognition, contingencies, and instructional control*. New York: Plenum.
- Heatherton, T. F., & Baumeister, R. F. (1991). Binge eating as escape from self-awareness. *Psychological Bulletin, 110*(1), 86-108. doi:10.1037/0033-2909.110.1.86
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hudson, J. I., Hiripi, E., Pope, H. G., Jr., & Kessler, R.C. (2007). The prevalence and correlates of eating disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Biological Psychiatry, 61*(3), 348-358. doi: 10.1016/j.biopsych.2006.03.040
- Juarascio, A., Forman, E., Timko, C. A., Butryn, M., & Goodwin, C. (2011). The development and validation of the food craving acceptance and action questionnaire (FAAQ). *Eating Behaviors, 12*, 182-187.
- Kashdan, T., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review, 30*, 865-878. doi:10.1016/j.cpr.2010.03.001
- Kessler, R., Berglund, P., Chiu, W., Deitz, A., Hudson, J., Shahly, V., ... Xavier, M. (2013). The prevalence and correlates of binge eating disorder in the World Health Organization World Mental Health Surveys. *Biological Psychiatry, 73*, 904-914. doi: 10.1016/j.biopsych.2012.11.020

- Lillis, J., & Hayes, S. C. (2008). Measuring avoidance and inflexibility in weight related problems. *International Journal of Behavioral Consultation and Therapy*, 4(1), 30-40.
- Lillis, J., & Kendra, K. E. (2013). Acceptance and Commitment Therapy for weight control: Model, evidence, and future directions. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3, 1-7.
- Lovibond, P.F. & Lovibond, S.H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 335-343.
- Luoma, J. B., & Hayes, S. C. (2003). Cognitive defusion. In W. O'Donahue, J. E. Fisher, & S. C. Hayes (Eds.), *Empirically supported techniques of cognitive behavioral therapy. A step-by-step guide for clinicians*. New York: Wiley.
- Machado, P., Martins, C., Vaz, A., Conceição, E., Bastos, A., & Gonçalves, S. (2014). Eating Disorder Examination Questionnaire: Psychometric properties and norms for the Portuguese population. *European Eating Disorders Review*, 22(6), 448-453. doi: 10.1002/erv.2318
- Manlick, C. F., Cochran, S. V., & Koon, J. (2013). Acceptance and Commitment Therapy for Eating Disorders: Rationale and Literature Review. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 1-18.
- Masuda, A., Hill, M. L., Melcher, H., Morgan, J., & Twohig, M. P. (2014). Acceptance and commitment therapy for women diagnosed with binge eating disorder: A case-series study. *Psychology Faculty Publications*, 1-34.

- Merwin, R. M., & Wilson, K. G. (2009). Understanding and treating eating disorders. An ACT perspective. In J. T. Blackledge, J. Ciarrochi, & F. P. Deane (Eds.), *Acceptance and commitment therapy. Contemporary theory, research, and practice* (pp. 87-117). Australia: Australian Academic Press.
- Merwin, R. M., Timko, C. A., Moskovich, A. A., Ingle, K. K., Bulik, C. M., & Zucker, N. L. (2011). Psychological Inflexibility and Symptom Expression in Anorexia Nervosa. *Eating Disorders*, 19, 62-82.
- Mond, J., Mitchison, D., Latner, J., Hay, P., Owen, C., & Rodgers, B. (2013). Quality of life impairment associated with body dissatisfaction in a general population sample of women. *BMC Public Health*, 3(13).
- Pais-Ribeiro, J. L., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o Estudo da Adaptação Portuguesa das Escalas de Ansiedade, Depressão e Stress (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde & Doença*, 5(2), 229-239.
- Pinto-Gouveia, J., Gregório, S., Dinis, A., & Xavier, A. (2012). Experiential avoidance in clinical and nonclinical samples. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12(2), 139-156.
- Póinhos, R., Franchini, B., Afonso, C., Correia, F., Teixeira, V. H., Moreira, P., Durão, C., Pinho, O., Silva, D., Lima Reis, J. P., Veríssimo, T., & de Almeida, M. V. D. (2009). Alimentação e estilos de vida da população Portuguesa: Metodologia e resultados preliminares. *Revista da SPCNA*, 15(3), 43-59.
- Polivy, J., & Herman, C. P. (1987). Diagnosis and treatment of normal eating. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 635-644. Retrieved from: <http://www.scielo.oces.mctes.pt/>

- Sandoz, E. K., Wilson, K. G., Merwin, R. M., & Kate Kellum, K. (2013). Assessment of body image flexibility: The Body Image-Acceptance and Action Questionnaire. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 2(1-2), 39-48. doi: 10.1016/j.jcbs.2013.03.002
- Stice, E. (2001). A prospective test of the dual-pathway model of bulimic pathology: Mediating effects of dieting and negative affect. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 124-135. doi: 10.1037//0021-843X.110.1.124
- Thompson, J. K., & Stice, E. (2001). Thin-ideal internalization: Mounting evidence for a new risk factor for body-image disturbance and eating pathology. *Current Directions in Psychological Science*, 10(5), 181-183.
- Trindade, I. A., & Ferreira, C. (2013). The impact of body image-related cognitive fusion on eating psychopathology. *Eating Behaviors*, 15, 72-75.
- Trindade, I. A., & Ferreira, C. (2015). Falling in the traps of your thoughts: The impact of body image-related cognitive fusion on inflexible eating. *Eating Behaviors*, 19, 49-52. doi: 10.1016/j.eatbeh.2015.06.004
- Tylka, T. L. (2006). Development and psychometric evaluation of measure of intuitive eating. *Journal of Counseling Psychology*, 53(2), 226-240. doi:10.1037/0022-0167.53.2.226
- Tylka, T. L., & Kroon Van Diest, A. M. (2013). The Intuitive Eating Scale-2: Item refinement and psychometric evaluation with college women and men. *Journal of Counseling Psychology*, 60(1), 137-15. doi: 10.1037/a0030893
- Walsh, W. B., & Betz, N. E. (2001). *Tests and assessment* (4th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

WHO (1995). Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Reports of a WHO Expert Committee. *WHO Technical Report series 854*. Geneva: World Health Organization.